



Qualité de l'audit, gouvernance et gestion du résultat comptable en France

Charles Piot, Rémi Janin

► To cite this version:

Charles Piot, Rémi Janin. Qualité de l'audit, gouvernance et gestion du résultat comptable en France. Normes et Mondialisation, May 2004, France. pp.CD-Rom. halshs-00594061

HAL Id: halshs-00594061

<https://shs.hal.science/halshs-00594061>

Submitted on 18 May 2011

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

QUALITE DE L'AUDIT, GOUVERNANCE ET GESTION DU RESULTAT COMPTABLE EN FRANCE (*)

Charles Piot, Professeur adjoint, HEC Montréal, 3000 chemin de la Côte-Sainte-Catherine, Montréal (Québec), Canada H3T 2A7, Tél. + (514) 340-6526, Fax + (514) 340-5633, Charles.piot@hec.ca

Rémi Janin, Maître de conférences, IUT Gestion des Entreprises et des Administrations (GEA), Place de Verdun, 38000 Grenoble, France, remi.janin@iut2.upmf-grenoble.fr

Résumé. Cet article examine, dans le contexte français, l'impact des variables de qualité de l'audit, d'agence et de gouvernance sur la composante discrétionnaire estimée du résultat comptable (*accruals* discrétionnaires). L'échantillon comprend 102 firmes du SBF120 sur la période 1999-2001. Les modèles proposés montrent que : (1) seule la présence d'un comité d'audit traduit une plus grande prudence comptable, la présence d'un *Big Five* n'affectant pas la composante discrétionnaire du résultat, (2) les problèmes d'agence n'ont pas de répercussions notables à ce niveau, et (3) l'indépendance du conseil d'administration, et la présence d'un actionnaire susceptible de surveiller activement les dirigeants, sont des facteurs importants dans la prévention des manipulations comptables.

Mots clés. *Accruals*, qualité de l'audit, comité d'audit, gouvernance.

Abstract. This paper investigates the effect of audit quality, as well as agency and corporate governance variables, on discretionary accruals in the French context. The sample is composed of 102 firms from the SBF120 index over the 1999-2001 period. Multivariate analyses document that: (1) only the presence of an audit committee is associated with higher accounting conservatism, whereas *Big Five* auditors have no effect on the magnitude of discretionary accruals, (2) agency conflicts do not seem to favor opportunistic accounting choices, and (3) board independence, as well as the presence of significant blockholders on the board, stand out as important features in the prevention of earnings management.

Key words. Accruals, audit quality, audit committee, corporate governance.

(*) Nous remercions l'Alliance de recherche « Gouvernance, juricomptabilité et création de valeur », et le Conseil de recherches en sciences humaines (CRSH) du Canada, ainsi que la Chaire en Gouvernance et Juricomptabilité d'HEC Montréal, pour leur soutien financier.

1. Introduction

Les scandales financiers sonnent l'échec du système de gouvernance traditionnel de la firme. En un court laps de temps des juricomptables remplacent les comptables, entraînant ainsi une remise en cause de la qualité du processus d'audit et, à tort ou à raison, une perte générale de crédibilité pour les auditeurs indépendants.

En Amérique du nord, les autorités ont réagi selon deux axes afin de redorer le blason des auditeurs et de regagner la confiance des investisseurs. On assiste, premièrement, à une remise en cause du modèle d'autoréglementation par la mise sous tutelle des auditeurs concernant les missions auprès de sociétés cotées. En particulier, le *Public Company Accounting Oversight Board* prend désormais en charge la surveillance du respect des règles d'indépendance par les cabinets d'audit aux États-unis ; une institution équivalente vient d'être mise en place au Canada sous le nom de *Conseil de Surveillance de la Normalisation en Vérification et Certification*. Deuxièmement, la législation se fait de plus en plus contraignante relativement à la composition et au fonctionnement des comités d'audit : les recommandations du *Blue Ribbon Committee* (1999), d'abord reprises en 2000 dans les conditions d'inscriptions du NYSE et du NASDAQ, ont été consacrées par la loi Sarbanes-Oxley (sections 202, 204, 301 et 407).

Si certains scandales d'envergure comme Enron semblent résulter de lacunes sérieuses du référentiel comptable, insidieusement exploitées dans des montages d'ingénierie financière sophistiqués, d'autres tel Xerox relèvent plus directement d'une « simple » violation des Principes Comptables Généralement Reconnus (PCGR) relatifs à la constatation des revenus. Selon la SEC, le cas Xerox illustre en particulier l'incapacité d'un grand nom de l'audit (KPMG) à *révéler* – et non à *détecter* – un ensemble de pratiques comptables douteuses qui ont permis à la société de manipuler ses résultats afin de rencontrer les attentes du marché (Coulombe et Disle 2003).

À l'encontre de cette actualité, de nombreux travaux académiques nord-américains, conduits au cours des cinq dernières années, tendent cependant à établir une relation négative entre divers substituts de qualité du processus d'audit – notamment la réputation de l'auditeur externe et l'indépendance du comité d'audit – et la propension des firmes à gérer leurs résultats comptables. Cette propension est le plus souvent mesurée en estimant les « régularisations » comptables (ci-après les *accruals*) discrétionnaires. Dans cet article, nous proposons une extension de ce courant de recherche au contexte français de l'audit, de la gouvernance et de la gestion des résultats. Une confrontation du contexte français à ces travaux anglo-saxons s'avère particulièrement intéressante étant donné la spécificité française, laquelle s'apprécie sur au moins trois aspects importants du problème. Premièrement, la forte protection légale de l'indépendance du Commissaire aux comptes (mandat de six exercices, commissariat conjoint, incompatibilités légales) suggère une plus grande aptitude des cabinets à résister aux pressions managériales et donc à endiguer les pratiques comptables opportunistes. Toutefois, et deuxièmement, la culture de gouvernance, notamment le risque judiciaire encore relativement faible pour les auditeurs (par rapport au contexte conflictuel américain), est susceptible d'accroître la tolérance des cabinets face à de telles pratiques comptables. Troisièmement, la plus grande timidité des organes réglementaires en matière de promotion du rôle des comités d'audit pourrait perturber une éventuelle relation de cause à effet entre cet organe et la gestion des résultats.

L'article comporte cinq sections dont la présente introduction. La section 2 précise les hypothèses de recherche à partir d'une synthèse de la littérature sur les relations entre les caractéristiques de l'auditeur et/ou du comité d'audit et le niveau d'*accruals* de la firme d'une part, et des particularités du contexte institutionnel français d'autre part. La section 3 aborde les aspects méthodologiques de l'étude, à savoir la mesure des *accruals*, l'échantillon d'entreprises utilisé et les variables exogènes. La section 4 présente et commente les résultats empiriques, et la section 5 synthétise les principaux apports de ce travail.

2. Contexte institutionnel, littérature et hypothèses de recherche

2.1 Contexte et littérature relativement aux auditeurs externes

D'un point de vue conceptuel, la qualité de l'audit se définit comme la probabilité que l'auditeur externe détecte une anomalie présente dans les états financiers (sa compétence), et la révèle au marché (son indépendance) (DeAngelo 1981). Ces probabilités n'étant pas observables, les chercheurs s'appuient le plus souvent sur trois substituts d'une qualité apparente, autrement dit une qualité perçue par les utilisateurs : la degré de dépendance économique de l'auditeur envers son client, la réputation ou la taille du cabinet d'audit, et la durée des relations auditeur-client. Les deux derniers font l'objet d'hypothèses dans le cadre de cette étude.

La dépendance économique s'apprécie essentiellement par l'importance relative des honoraires tirés d'un client donné par rapport à l'ensemble des revenus du cabinet. Les honoraires s'entendent au sens large, c'est à dire pour la mission d'audit des états financiers et pour l'ensemble des autres missions de conseil effectuées par l'auditeur chez ce même client¹. Une telle information n'est pour l'instant pas publiquement disponible en France². En outre, il est *théoriquement* incompatible, légalement parlant pour un Commissaire aux comptes, de percevoir des honoraires pour des travaux autres que ceux directement liés à la certification des états financiers.

Plus généralement, la capacité d'un auditeur à se montrer rigoureux et indépendant est appréciée par sa taille (incitation à préserver un grand nombre de rentes de clientèle d'après DeAngelo, 1981) ou par sa réputation (incitation à ne pas détériorer son capital de réputation). Plusieurs travaux tendent ainsi à démontrer que les grands cabinets anglo-saxons (les *Big Eight*, devenus aujourd'hui les *Big Four*) sont statistiquement plus conservateurs dans l'opinion, et plus aptes à contenir les pratiques comptables discrétionnaires. Becker *et al.* (1998) constatent, sur la période 1989-92, que les sociétés américaines auditées par les *Big Six* ont des *accruals* discrétionnaires inférieurs aux autres. DeFond et Jambalvo (1993) montrent que l'occurrence d'un conflit auditeur-client – relativement à une décision comptable visant à augmenter le résultat – est plus probable si l'auditeur est un grand cabinet anglo-saxon, suggérant ainsi une plus grande capacité de ces derniers à affronter les pressions managériales pour maintenir un jugement indépendant. Gore *et al.* (2001) trouvent, sur des sociétés

¹ D'après les données de Frankel *et al.* (2002), les honoraires extra-audit représentent de 67% à 75% des honoraires totaux perçus par les *Big Five* aux Etats-Unis pour l'année 2000.

² La Loi de Sécurité Financière du 1^{er} août 2003 prévoit toutefois que l'information sur le montant des honoraires versés à chacun des Commissaires aux comptes soit mise, au siège de la personne contrôlée, à la disposition des associés et actionnaires (art. 820-3 modifié du Code de Commerce).

britanniques (période 1992-98), que les *Big Five* se démarquent des autres auditeurs en limitant les *accruals* discrétionnaires du fonds de roulement lorsque les firmes semblent viser une manipulation à la hausse du résultat (i.e., avant manipulation, elles affichent soit une perte, soit un résultat en baisse par rapport à l'exercice précédent). L'étude récente de Kim et al. (2003) montre que les *Big Five* se différencient des autres cabinets par leur attitude *prudente* vis à vis des choix comptables, et ce probablement en raison de la pression qu'exerce sur eux l'appareil judiciaire américain. En d'autres termes, les *Big Five* toléreraient moins les manipulations visant à surévaluer le résultat car, dans un tel contexte, ils risquent fort d'être poursuivis en justice par des groupes d'investisseurs et condamnés au versement de dommages et intérêts importants³. Cette différenciation dans grands cabinets est toutefois moins probable en France car l'environnement légal demeure nettement moins risqué qu'aux États-Unis pour la responsabilité civile de l'auditeur. Le Code civil impose en effet un formalisme plus lourd que les principes de *Common Law* et réduit fortement le pouvoir d'interprétation des juges. Il est notamment difficile d'établir la faute professionnelle de l'auditeur vue son obligation de moyens, ainsi que le lien de causalité direct entre cette faute et le préjudice subi par le tiers plaignant. D'où notre première hypothèse :

H1 : Il n'existe pas de relation entre la réputation de l'auditeur externe et la gestion du résultat comptable.

Enfin, les normalisateurs ont tendance à avancer qu'une trop longue association entre un auditeur et son client constitue une menace à l'indépendance. Il se crée en effet des liens personnels entre les parties, ainsi qu'une familiarisation pouvant entraîner une baisse de vigilance de la part de l'auditeur. Certains évoquent la « routinisation » de la mission, qui s'illustre notamment par le fait que l'auditeur consacre moins d'efforts à l'identification des faiblesses du contrôle interne et des sources potentielles de risque. Sans aller jusqu'à imposer une rotation obligatoire des cabinets d'audit⁴, les autorités boursières imposent généralement une rotation des associés responsables de la mission. Aux États-Unis, cette rotation, initialement après sept ans, a été ramenée à cinq ans par la Loi Sarbanes-Oxley. En mai 2002, la Commission européenne émet une recommandation en faveur d'une rotation tous les sept ans, généralement suivie d'effets au niveau des états membres, et notamment de la Commission des Opérations de Bourse française dès septembre 2002.

Sur le plan académique, l'impact de la durée des relations auditeur-client sur la gestion des résultats a été relativement peu testé à ce jour. L'étude expérimentale de Knapp (1991) appuie la pertinence de cette variable au niveau de la perception de compétence de l'auditeur par un panel de membres de comités d'audit américains : selon ces derniers, la probabilité que l'auditeur détecte une anomalie est maximale après cinq ans, puis elle diminue pour se situer à un niveau inférieur après 20 ans de mission. Toutefois, Frankel et al. (2002) observent une relation négative entre la durée de la relation auditeur-client et les *accruals* en valeur absolue. Autrement dit, la composante discrétionnaire du résultat comptable, indifféremment haussière ou baissière, diminue quand la durée de la mission s'accroît. Des modélisations distinctes montrent que l'effet modérateur de cette variable n'est significatif que pour les firmes qui gèrent leur résultat à la baisse. Ces résultats sont globalement incohérents avec une perte de

³ Théorie américaine des *deep pockets* : les grands cabinets constituent en fait des « poches profondes » pour compenser les pertes financières subies par les investisseurs, si les états financiers qu'ils ont certifiés se révèlent trompeurs, frauduleux ou simplement trop optimistes, et que cela entraîne une forte chute des cours de l'action.

⁴ L'intérêt d'une telle contrainte réglementaire, expérimentée par exemple en Italie, n'est en effet pas démontré. En pratique, le résultat est plus probablement celui d'un jeu de « chaise musicale » plutôt que d'un renforcement de l'indépendance des auditeurs.

compétence et/ou d'indépendance de l'auditeur dans le temps. En outre, la durée du mandat des Commissaires aux comptes étant légalement protégée pour six exercices financiers, il est possible qu'un effet périodique vienne perturber l'éventuelle relation entre gestion des résultats et ancienneté des Commissaires. En conséquence, notre seconde hypothèse est également posée sous forme neutre :

H2 : Il n'existe pas de relation entre la durée de la relation auditeur-client et la gestion du résultat comptable.

2.2 Contexte et littérature relativement aux comités d'audit

En février 1999, le *Blue Ribbon Committee* a émis une série de recommandations qui ont eu pour effet un durcissement des exigences formulées par les autorités de marché américaines à l'encontre des comités d'audit. Les premières de ces recommandations amènent davantage de fermeté et de rigueur dans la composition de ces comités : (1) un effectif d'au moins trois membres, (2) l'exclusion de tout administrateur *affilié* (i.e., susceptible de ne pas être indépendant de la direction), et (3) un niveau d'instruction minimal de tous les membres (*financially literate*), avec la présence d'au moins un administrateur disposant d'une expertise en comptabilité ou gestion financière. *In fine*, ces mesures visent à renforcer le pouvoir de contrôle des comités d'audit, que ce soit au niveau de la revue des états financiers et de la supervision des politiques comptables, ou d'une implication plus marquée du comité dans les rapports avec les acteurs du processus d'audit – auditeurs internes et externes – pour une indépendance accrue de ces derniers. En encadrant rigoureusement les latitudes managériales sur la politique comptable, un comité d'audit efficace devrait minimiser les comportements discrétionnaires. Une attention particulière du comité est désormais requise sur tous les aspects sensibles de la politique comptable des firmes américaines. Les autorités boursières et la loi Sarbanes-Oxley imposent notamment des échanges réguliers du comité avec les hauts dirigeants, ainsi qu'avec les auditeurs internes et externes, sur toutes les conventions et les estimations comptables importantes.

Un nombre croissant d'études s'intéresse à la relation entre le comité d'audit – ou certaines de ses caractéristiques d'efficacité (indépendance, expertise, niveau d'implication) – et la gestion des résultats comptables. Elles tendent à mettre en évidence un effet inhibiteur (i.e., une relation négative) de l'indépendance et/ou de l'expertise du comité sur l'ampleur des *accruals* discrétionnaires, avec toutefois des nuances et un consensus difficile à établir étant donné la diversité des approches et des méthodologies mobilisées.

Klein (2002b) trouve que l'indépendance du conseil d'administration et du comité d'audit – mesurée par la proportion d'administrateurs indépendants ou par leur présence majoritaire dans ces organes – ont un effet réducteur sur les *accruals* discrétionnaires en valeur absolue des sociétés du S&P500. Mais cette relation ne tient pas avec l'indépendance complète du comité, ce qui est incohérent avec les exigences strictes adoptées dans ce sens par le NYSE et le NASDAQ fin 1999. Dans la même veine, Chtourou *et al.* (2001) trouvent que la propension à gérer à la hausse diminue en fonction de trois caractéristiques du comité d'audit : la proportion de membres indépendants, le fait que le comité soit officiellement mandaté pour superviser les états financiers et les auditeurs externes, et le fait qu'il soit composé uniquement d'administrateurs indépendants se réunissant plus de deux fois par année. Ces auteurs rapportent également que la propension à gérer à la baisse diminue si le comité d'audit compte un membre possédant des compétences comptables ou financières, et s'il existe un

mandat de supervision. Dès lors, l'indépendance ressort comme un caractère nécessaire à l'encadrement des pratiques opportunistes visant à accroître le résultat comptable.

Toutefois Xie *et al.* (2003), travaillant également sur le S&P500 en 1992, 1994 et 1996, observent que la proportion d'administrateurs indépendants du comité d'audit n'affecte pas les *accruals* discrétionnaires relatifs au fonds de roulement. Des variables de compétence (proportion des administrateurs ayant des responsabilités exécutives dans d'autres firmes cotées, ou dans une banque d'affaires), ainsi que le nombre de réunions du comité, sont associées à des *accruals* moins élevés, mais sans que les auteurs ne prennent en compte simultanément les caractéristiques du conseil d'administration. Au Royaume-Uni, sur la période 1993-1995, Peasnell *et al.* (2000) ne constatent pas d'influence directe liée à la présence d'un comité d'audit sur les manipulations du fonds de roulement. Ils relèvent cependant qu'en présence d'un comité d'audit, l'indépendance du conseil d'administration permet de réduire les manipulations haussières du résultat dans des situations où les intérêts des dirigeants à adopter un tel comportement sont importants (le résultat avant manipulation est une perte, ou est en baisse par rapport à l'exercice précédent). Ils concluent que le comité d'audit joue un rôle *indirect* dans la gouvernance, en facilitant la surveillance des administrateurs indépendants sur les manipulations comptables opportunistes.

La formation d'un comité d'audit n'est que recommandée en France. La vague de création de ces organes au sein des grandes sociétés cotées commence avec le premier rapport Viénot (juillet 1995). Fin 1997, Piot (2001) relève la présence de 50 comités d'audit d'après l'analyse des rapports annuels de 285 sociétés du premier ou du second marché. Thiéry-Dubuisson (2002) précise qu'environ la moitié les sociétés non financières du SBF 120 ont fini par mettre en place un comité d'audit entre 1995 et 1998. Cependant, les recommandations d'indépendance du comité formulées dans le rapport Viénot 2 (1999) restent particulièrement « timides » face aux exigences des autorités boursières nord-américaines. En effet, ce document ne recommande qu'un minimum d'un tiers d'administrateurs indépendants au comité d'audit. Plus récemment, le rapport Bouton (2002) évoque une majorité de membres indépendants, et aborde très succinctement la question de la compétence des administrateurs qui composent le comité. En somme, les recommandations françaises sur la composition des comités d'audit marquent un retard d'environ dix ans sur le Royaume-Uni (rapport Cadbury), et quinze ans sur le rapport Treadway américain, lequel argumentait déjà en faveur de comités composés exclusivement d'administrateurs indépendants.

Néanmoins, l'évolution du cadre institutionnel français mérite, dans le contexte de l'internationalisation des marchés et de l'harmonisation européenne, une attention sur les aspects liés à la présence et à la composition (indépendance, compétence) du comité d'audit relativement à la gestion opportuniste des résultats comptables. Dans ce sens, trois hypothèses sont posées :

H3 : Il existe une relation négative entre la gestion du résultat comptable et la présence d'un comité d'audit.

H4 : Il existe une relation négative entre la gestion du résultat comptable et l'indépendance du comité d'audit.

H5 : Il existe une relation négative entre la gestion du résultat comptable et la compétence du comité d'audit.

Néanmoins, si les recherches empiriques anglo-saxonnes apportent un soutien sensible quant à l'effet inhibiteur d'un comité d'audit indépendant et actif sur la gestion du résultat comptable, certaines d'entre elles soulignent également le rôle primordial d'un conseil

d'administration indépendant dans la limitation des pratiques comptables discrétionnaires, et suggèrent même une action contingente entre un comité d'audit et un conseil d'administration indépendant. Par conséquent, il convient d'examiner les autres composantes du système de gouvernance et d'encadrement des latitudes managériales qui sont susceptibles d'influencer les incitations et la politique comptable des dirigeants.

2.3 Autres paramètres du système de gouvernance

L'intensité des conflits d'agence liés au financement des firmes

L'existence de conflits au niveau des relations d'agence qui caractérisent le financement externe des firmes est susceptible d'influencer les incitations et les possibilités de manipulation des données comptables par les cadres dirigeants, ces derniers disposant d'un contrôle hiérarchique majeur sur le processus de reddition des comptes.

Si la séparation propriété gestion est importante, les conflits d'intérêts sont potentiellement marqués entre les dirigeants et les actionnaires externes (Jensen et Meckling 1976). Les dirigeants sont alors incités à manipuler les chiffres comptables dans leur propre intérêt, que ce soit pour maximiser leur rémunération si celle-ci est indexée, ou tout simplement pour gonfler leur performance de managers. En outre, les stratégies de manipulation comptable dans ce contexte sont d'autant plus attrayantes que le niveau d'asymétrie informationnelle avec les actionnaires externes minimise la probabilité que ces manipulations soient détectées. Bien entendu, la qualité de l'audit constitue alors un garde-fou aux excès comptables des dirigeants. Mais, marginalement, nous nous attendons à ce que la composante discrétionnaire du résultat, et notamment la composante haussière, soit plus importante si la firme se caractérise par un faible actionnariat interne.

L'intensité des conflits entre actionnaires et créanciers financiers est réputée varier positivement avec le degré d'endettement de la firme. Plus l'endettement actuel est élevé, plus les risques de violation de clauses restrictives est grand et plus le coût du financement par dette s'accroît. Les entreprises fortement endettées devraient alors chercher à surévaluer leurs résultats pour rééquilibrer leur structure financière et présenter des indicateurs plus favorables lors de négociations avec leurs prêteurs. En conséquence, nous anticipons que la composante discrétionnaire du résultat, et notamment la composante haussière, est plus importante si la firme a un niveau d'endettement élevé.

Le rôle du conseil d'administration

Le conseil d'administration reste l'organe central responsable de la bonne gouvernance des sociétés, et *in fine* de la fiabilité de l'information financière transmise aux partenaires externes. Sous cet angle, une surveillance vigilante exercée par le conseil est susceptible d'endiguer la gestion opportuniste des indicateurs comptables par les cadres dirigeants. Or, la vigilance et l'efficacité du conseil d'administration dans sa mission de surveillance dépendent de diverses caractéristiques. Les principales, identifiées d'après les études en gouvernance d'entreprise, sont discutées ci-dessous.

La taille. Le conseil d'administration de grande taille sont réputés être peu réactifs et relativement inefficaces dans leur fonctionnement (Bradbury 1990). Leur aptitude à exercer une surveillance active des dirigeants s'en trouve alors amoindrie.

L'indépendance. Une surveillance objective des dirigeants n'est possible que si le conseil compte en son sein des personnalités suffisamment indépendantes des individus qui proposent

la politique comptable. Ainsi, un conseil d'administration indépendant est *a priori* plus enclin à fournir un regard critique sur les choix comptables managériaux.

L'implication. Le conseil doit être au minimum impliqué dans les décisions stratégiques et le processus de reddition des comptes. Nous admettons que plus le conseil se réunit, plus il s'implique. Les conseils dont le rythme des réunions est plus élevé devraient par conséquent mener une surveillance plus active du processus de reddition des comptes.

Le rôle des actionnaires de référence. À l'exception des actionnaires majoritaires qui sont réputés avoir un contrôle direct de l'équipe dirigeante, la présence d'actionnaires de référence – i.e., détenant un certain pourcentage du capital ou des droits de vote – au conseil d'administration est de nature à stimuler le rôle de surveillance de ce dernier. Les actionnaires de référence détiennent en effet un intérêt financier dans la bonne marche de l'entreprise, et sont donc largement incités à exercer un monitoring actif des managers. En outre, ils peuvent dans certaines situations servir d'arbitres pour les conflits entre actionnaires dominants/majoritaires et actionnaires minoritaires.

La présence d'un actionnaire majoritaire. À l'inverse, le pouvoir et le rôle du conseil d'administration s'avèrent plutôt atrophés dans les firmes placées sous le contrôle exclusif d'un actionnaire majoritaire. En effet, un tel actionnaire domine généralement le conseil, nomme directement l'équipe dirigeante, et dispose par conséquent d'un accès privilégié à l'information privée et à la politique comptable. En d'autres termes, la propension du conseil d'administration à contenir les décisions comptables opportunistes sera moindre si la firme dispose d'un actionnaire de contrôle.

L'emprise du chef de l'exécutif. Elle peut se manifester à plusieurs niveaux. Tout d'abord, si le chef de l'exécutif cumule également le poste de président du conseil, il influence le comportement et l'agenda de ce dernier, et peut donc plus facilement le détourner de son rôle de surveillance. Ensuite, certains auteurs (voir notamment Klein 2002a) suggèrent que la présence du dirigeant au comité des rémunérations lui permet d'étendre son emprise sur une des questions clés qui relèvent normalement de la compétence du conseil d'administration, à savoir la politique de rémunération des cadres dirigeants.

Les pressions des acteurs du marché financier

Les analystes financiers et les pressions exercées par les marchés ont été largement montrés du doigt ces derniers temps. Plus une firme est exposée au jeu des acteurs du marché financier, plus elle risque d'être sanctionnée par ces derniers si elle ne parvient pas à rencontrer les attentes placées en elle. Un courant de recherche croissant tend à montrer que les entreprises manipulent leur résultat comptable afin de rencontrer certains seuils ou certaines attentes (voir notamment Degeorge et al. 1999). Autrement dit, la propension à gérer les indicateurs comptables est potentiellement plus importante si la firme est soumise aux pressions des analystes financiers et des investisseurs institutionnels. Actuellement, deux aspects semblent être associés à une plus forte pression du marché financier : (1) le fait d'être coté à l'étranger, et particulièrement sur un marché américain, et (2) le fait de faire partie de la nouvelle économie, qui est synonyme d'une certaine dépendance envers les bailleurs de fonds pour l'obtention de capitaux indispensables au financement de la croissance future.

Les autres variables exogènes liées à la gestion du résultat

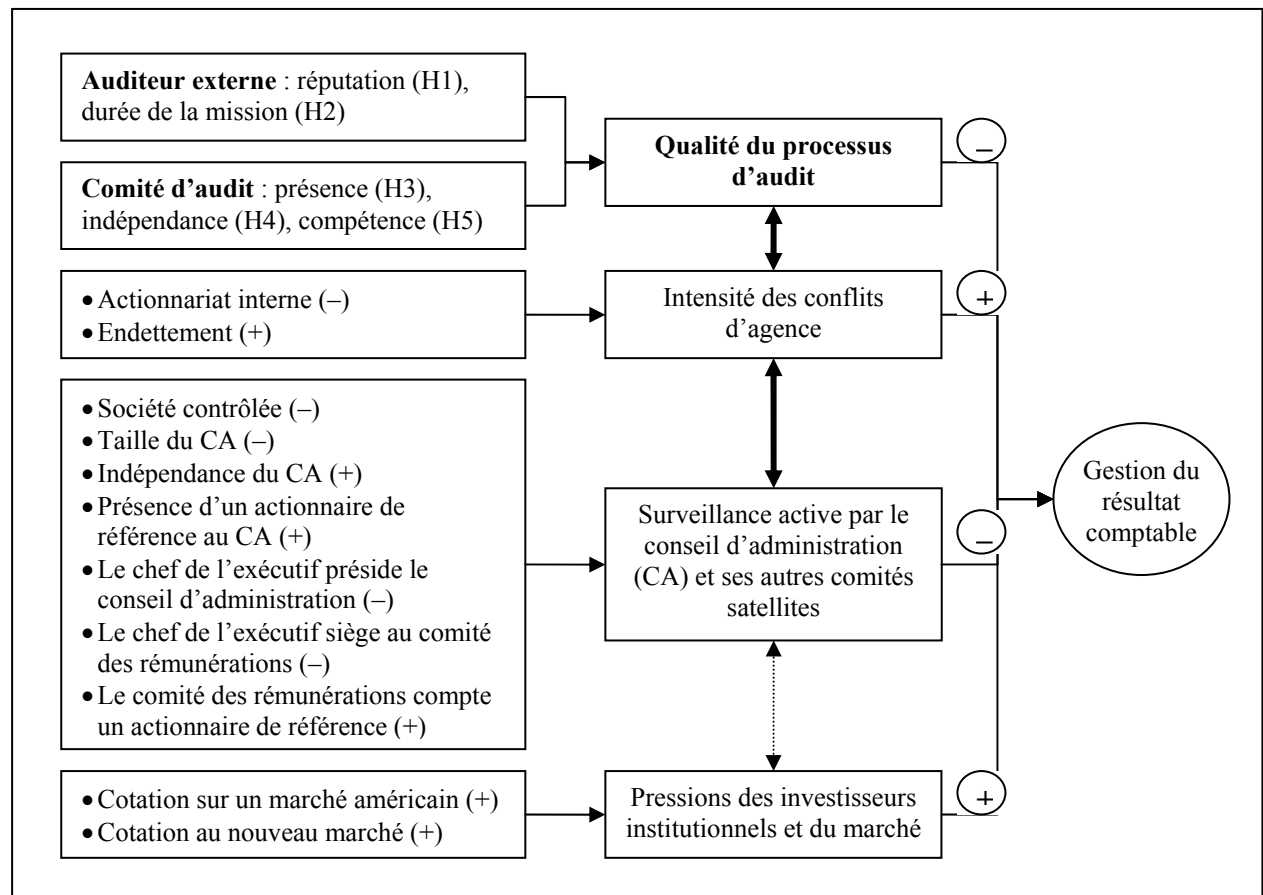
Les études empiriques considèrent en général divers paramètres qui se révèlent, d'un point de vue empirique, plus ou moins associés aux *accruals* discrétionnaires. Nous considérons ci-après la taille de l'entité et une situation de perte. Les grandes firmes subissant davantage de

pressions politiques, elles sont potentiellement incitées à gérer à la baisse leur résultat comptable afin de se dégager d'une partie de ces pressions. Cette hypothèse des coûts politiques suggère alors, toutes choses égales, une relation négative entre *accruals* discrétionnaires et taille de la firme. Par ailleurs, les sociétés en perte sont, potentiellement, plus enclines à recourir à des pratiques comptables visant à gonfler leur résultat ; nous considérons donc l'impact d'une situation de perte sur la gestion discrétionnaire du résultat.

Un modèle formel

La figure 1 ci-après récapitule le modèle formel que notre étude propose de tester empiriquement. Outre les variables d'intérêt, qui portent sur des attributs de qualité du processus d'audit, les diverses variables de contrôle sont regroupées en trois catégories de facteurs. Ces derniers sont susceptibles d'interagir entre eux, d'affecter le niveau optimal de qualité du processus d'audit de la firme, et d'influencer les incitations ou possibilités en matière de gestion du résultat comptable.

Figure 1. Un modèle formel intégrant la qualité du processus d'audit, l'environnement de gouvernance et la gestion du résultat comptable.



3. Aspects méthodologiques

3.1 Échantillon d'entreprises

Les entreprises visées sont celles du SBF 120, dont environ 50% possèdent un comité d'audit fin 1998 (Thiéry-Dubuisson 2002). Pour donner à l'analyse une dimension longitudinale et éviter les limites habituelles d'une simple étude en coupe transversale, nous travaillons sur des données de panel. En terme de fenêtre d'observation, et compte tenu des contraintes de disponibilité des rapports annuels ou documents de référence (supports nécessaires pour réunir la plupart des variables de gouvernance), nous nous concentrons sur les exercices financiers 1999, 2000 et 2001. Étant donné l'évolution du contexte institutionnel français de la gouvernance, cette fenêtre nous permet de couvrir la période comprise entre la publication du second rapport Viénot (juillet 1999) et celle du rapport Bouton (septembre 2002).

L'échantillon de travail est composé de 102 firmes-année. Il correspond globalement aux sociétés qui sont entrées dans l'indice SBF 120 au moins une fois sur la période 1998-2002, et qui n'exercent pas une activité financière ou assimilée⁵. Le tableau 1 donne des précisions sur les différentes étapes de la procédure d'obtention de l'échantillon.

[Insérer tableau 1]

3.2 Calcul des *accruals* discrétionnaires

Nous calculons dans un premier temps les *accruals* totaux (Total *Accruals*, TA), et les *accruals* à court terme (Short Term *Accruals*, STA), pour chaque firme *i* et année *t* selon la formule suivante :

$$TA_{it} = \Delta BFR_{it} + \Delta CAR_{it} - \Delta ProvR\&C_{it} - DotAmort_{it} - DotProvDep_{it},$$

$$STA_{it} = \Delta BFR_{it} - DotProvDep_{it},$$

Avec $i = 1$ à 102, $t = 1999, 2000, 2001$, et :

- ΔBFR = variation du besoin en fonds de roulement calculée avec les valeurs brutes d'actif circulant. $BFR = (\text{Stock} + \text{Clients} + \text{Autres créances} + \text{Ch. d'avance}) - (\text{Fournisseurs} + \text{Dettes fiscales \& sociales} + \text{Autres dettes} + \text{Pdts d'avance})$,
- ΔCAR = variation des Charges à Répartir à l'actif du bilan,
- $\Delta ProvR\&C$ = variation des Provisions pour Risques et Charges au passif du bilan,
- $DotAmort$ = Dotation aux Amortissements d'exploitation au compte de résultat,
- $DotProvDep$ = Dotation aux Provisions pour Dépréciation des actifs circulants, obtenue par variation de la différence (Actif Circulant Brut – Actif Circulant Net).

Dans un deuxième temps, nous estimons les *accruals* discrétionnaires, c'est à dire susceptibles de résulter de manipulations comptables. À l'instar de la plupart des études sur cette question, la composante discrétionnaire est estimée à l'aide d'un modèle transversal intra-sectoriel de Jones (1991) en retenant les secteurs d'activité sur la base du code NAF à trois chiffres et d'un nombre minimum de six sociétés par secteur. Afin d'apprécier la sensibilité de nos résultats aux problèmes de mesure des *accruals* discrétionnaires, nous appliquons trois approches du modèle de Jones : (1) l'approche traditionnelle, (2) la version modifiée contrôlant pour les variations des créances clients, et (3) la version consistant à

⁵ Les sociétés financières ont une réglementation spécifique en terme de présentation des états financiers, de gouvernance et d'audit. À titre d'exemple, les comités d'audit sont requis et soumis à un formalisme élevé, et les auditeurs externes doivent être agréés par la Commission Bancaire.

enrichir le modèle précédent de l'effet des flux de trésorerie d'exploitation, en intégrant cette variable au niveau de l'estimation même des paramètres.

En outre, chaque approche est déclinée pour les *accruals* discrétionnaires globaux et pour ceux limités aux postes du besoin en fonds de roulement. Divers auteurs avancent en effet que la manipulation des postes à court terme est plus aisée pour les dirigeants que celle des postes à long terme (Peasnell *et al.* 2000 ; Xie *et al.* 2003). Selon ces derniers, manipuler les postes à long terme nécessite le plus souvent une modification de la politique d'amortissement, ce qui est plus visible pour un utilisateur externe étant donné les obligations d'information relatives aux changements de conventions comptables⁶. Formellement, les trois approches conduisent à estimer les six modèles suivants pour chaque secteur d'activité *j* et année *t* :

$$TA_{jt} = \alpha_1 + \beta_1.IMMOS_{jt} + \gamma_1.\Delta CA_{jt} + \varepsilon_{jt}, \quad \text{et} \quad STA_{jt} = \alpha'_1 + \gamma'_1.\Delta CA_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (1)$$

$$TA_{jt} = \alpha_2 + \beta_2.IMMOS_{jt} + \gamma_2.\Delta(CA-CLIENTS)_{jt} + \varepsilon_{jt},$$

$$\text{et } STA_{jt} = \alpha'_2 + \gamma'_2.\Delta(CA-CLIENTS)_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

$$TA_{jt} = \alpha_3 + \beta_3.IMMOS_{jt} + \gamma_3.\Delta(CA-CLIENTS)_{jt} + \delta_3.CFO_{jt} + \varepsilon_{jt},$$

$$\text{et } STA_{jt} = \alpha'_3 + \gamma'_3.\Delta(CA-CLIENTS)_{jt} + \delta'_3.CFO_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (3)$$

Avec (toutes ces variables y compris la constante α sont normées par le total de l'actif en début d'exercice) :

- TA = Total *Accruals*, STA = Short-Term *Accruals*,
- $IMMOS$ = Immobilisations corporelles brutes + charges à répartir,
- CA = Chiffre d'affaires,
- $CLIENTS$ = Créances clients en valeur brute,
- CFO = Résultat courant avant impôts – Total *Accruals*.

Les *accruals* discrétionnaires sont enfin obtenus par différence entre les *accruals* totaux (globaux et à court terme) de chaque firme et les *accruals* supposés non discrétionnaires déterminés à l'aide des paramètres du modèle de Jones. Formellement, pour chaque firme *i* et année *t*, on obtient alors :

$$D_TA1_{it} = TA_{it} - [\alpha_1 + \beta_1.IMMOS_{it} + \gamma_1.\Delta CA_{it}],$$

$$\text{et } D_STA1_{it} = STA_{it} - [\alpha'_1 + \gamma'_1.\Delta CA_{it}] \quad (1)$$

$$D_TA2_{it} = TA_{it} - [\alpha_2 + \beta_2.IMMOS_{it} + \gamma_2.\Delta(CA-CLIENTS)_{it}],$$

$$\text{et } D_STA2_{it} = STA_{it} - [\alpha'_2 + \gamma'_2.\Delta(CA-CLIENTS)_{it}] \quad (2)$$

$$D_TA3_{it} = TA_{it} - [\alpha_3 + \beta_3.IMMOS_{it} + \gamma_3.\Delta(CA-CLIENTS)_{it} + \delta_3.CFO_{it}],$$

$$\text{et } D_STA3_{it} = STA_{it} - [\alpha'_3 + \gamma'_3.\Delta(CA-CLIENTS)_{it} + \delta'_3.CFO_{it}] \quad (3)$$

Le tableau 2A donne des statistiques descriptives globales sur les diverses variables d'*accruals*, totaux et discrétionnaires.

[Insérer tableau 2A]

Les *accruals* discrétionnaires sont en moyenne positifs et significativement différents de zéro (sauf pour D_TA1). En outre, une ANOVA unidimensionnelle sur les trois années ne révèle pas de différences significatives, sauf l'approche n°3. En revanche, les composantes discrétionnaires, exprimées en pourcentage de l'actif de début de période, sont systématiquement plus importantes selon l'approche n°3 vs. l'approche n°2 vs. l'approche n°1. Il semble donc que la spécification des modèles de Jones ait un impact non négligeable sur l'estimation de cette composante inobservable, d'où l'intérêt d'évaluer la sensibilité de

⁶ Toutefois, dans le référentiel comptable français, l'importance accordée aux provisions pour risques et charges semble donner une forte latitude aux préparateurs des états financiers. Ainsi, il est probable que les opportunités de gestion du résultat se situent tant au niveau des postes à long terme qu'à court terme.

notre analyse en ayant recours à plusieurs approches. Le tableau 2B donne les corrélations bivariées entre les mesures d'*accruals* issues des différentes approches.

[Insérer tableau 2B]

Les corrélations sont très fortes (de l'ordre de 0,9) quelle que soit la famille d'*accruals* (totaux ou à court terme) entre les approches n°1 et 2. En revanche, les mesures issues de l'approche n°3 se distinguent des deux autres : les corrélations ne sont en effet que de l'ordre de 0,4 (0,5) pour les *accruals* totaux (à court terme). Cette observation est conforme aux recherches antérieures, qui tendent à montrer que la mesure des composantes discrétionnaires par les modèles de Jones est sensible aux traits de performance de la firme (Dechow, 1994 ; . Dechow *et al.* 1995), et qu'il est alors nécessaire de contrôler la méthodologie de Jones par la performance – comme c'est le cas dans l'approche n°3 – ou l'ampleur des *accruals* globaux (discrétionnaires et non discrétionnaires) de la firme (Frankel *et al.* 2002).

3.3 Variables exogènes

Variables relatives à la qualité du processus d'audit

Le marché français de l'audit demeure relativement compétitif en raison, principalement, de la règle du double commissariat aux comptes obligatoire. Ainsi, quelques grands réseaux nationaux tentent de concurrencer, dans une certaine mesure, les *Big Five* qui par ailleurs, et comme dans tous les pays industrialisés, dominent largement le segment des firmes multinationales. En conséquence de cette classification tripartite des cabinets d'audit (voir Piot 2001), nous mobilisons deux variables pour capter la réputation de l'auditeur : (1) BIG5 est codée 1 si la firme est auditée par un des *Big Five* au moins et 0 sinon, (2) MAJ est codée 1 si la firme est auditée par un des sept *Majors* nationaux (sans être auditée par un *Big Five*), et 0 sinon. Par ailleurs, pour tenir compte de l'ancienneté globale des Co-Commissaires aux comptes titulaires de la mission, nous définissons la variable DUR comme le nombre moyen d'années écoulées entre la date de fin d'exercice considéré et la date d'entrée en fonction de chacun des Commissaires.

La présence d'un comité d'audit fait l'objet d'une variable binaire (AC pour *Audit Committee*). L'indépendance du comité d'audit est mesurée de plusieurs manières à l'instar des principales études menées sur ce thème : (1) la proportion d'administrateurs indépendants au sens strict (ACIND%), (2) la proportion d'administrateurs non dirigeants (ACNED%), ou (3) le fait que le comité compte une majorité d'administrateurs indépendants au sens strict (ACIND50). La seconde mesure est moins restrictive car elle se base uniquement sur le critère dirigeants / non-dirigeant de l'administrateur : les administrateurs affiliés (i.e., anciens dirigeants, famille proche, actionnaires de référence, conseillers, avocats, relations d'affaires directes ou indirectes, etc.) sont alors considérés comme externes. La troisième mesure est utilisée par Klein (2002b), et reflète la recommandation du rapport Bouton (2002).

La compétence du comité d'audit est inspirée de l'étude de Beasley et Salterio (2001), et fait l'objet d'une variable binaire notée ACCOMP, codée 1 si le comité compte au moins un individu expérimenté dans le domaine comptable, financier ou juridique (expert-comptable, auditeur, avocat, expert financier, directeur juridique ou financier, associé d'une banque d'affaire ou d'une société d'investissement, professeur d'université dans l'un de ces domaines), et 0 sinon.

Variables de contrôle

Conformément à la figure 1, les variables de contrôle regroupent les coûts d'agence du financement (actionnariat interne, endettement), les aspects en relation avec la surveillance exercée par le conseil d'administration (présence d'un actionnaire de contrôle, taille du conseil, indépendance, dualité des fonctions de chef de l'exécutif et de président du conseil, monitoring d'actionnaires de référence), les variables caractérisant la pression des investisseurs institutionnels (cotation américaine, cotation au nouveau marché), et enfin les autres variables de contrôle (taille, perte). À l'exception des variables de taille de la firme, d'endettement, et de perte comptable, toutes les autres informations ont été codées manuellement à partir des rapports annuels ou des documents de référence publiés par les sociétés.

4. Résultats empiriques

4.1 Statistiques univariées

Les tableaux 3A et 3B présentent des tests univariés sur les différentes mesures d'*accruals* discrétionnaires, selon les caractéristiques de qualité du processus d'audit. Le tableau 3A aborde les attributs de l'auditeur externe (réputation, durée des fonctions), et le tableau 3B les aspects liés au comité d'audit (présence, indépendance, compétence).

[Insérer tableau 3A]

Les tests de la composante « auditeur externe » du processus d'audit sont assez peu concluants. Les *Big Five* apparaissent légèrement plus « conservateurs », sur le plan des *accruals* totaux (D_TA) et à court terme (D_STA), que les *Autres* cabinets d'audit ; mais ils restent toutefois plus tolérants que les *Majors* sur la gestion haussière du résultat, ces derniers affichant les niveaux d'*accruals* discrétionnaires les plus bas des trois groupes de cabinets. L'ANOVA n'indique cependant des différences intergroupes significatives que pour une seule mesure d'*accruals* (AD_TA3) : abstraction faite du sens de la gestion du résultat (i.e., à la hausse ou à la baisse), les *Autres* cabinets ressortent alors nettement plus laxistes que les cabinets de plus grande envergure. Des tests de comparaison *Big Five* vs. non-*Big Five* (non reportés) confirment cette unique différence significative au seuil de 10%. En somme, et conformément à H1, les grands cabinets anglo-saxons ne semblent pas manifester une prudence comptable plus significative que les autres cabinets dans l'environnement français. Un risque judiciaire plus limité, en comparaison avec le contexte américain, pourrait expliquer ce résultat.

Les tests ne suggèrent pas non plus d'association entre la durée des fonctions des Commissaires aux comptes titulaires et la composante discrétionnaire du résultat comptable, sauf pour les *accruals* à court terme dérivés du modèle de Jones Modifié (D_STA2). D'une manière générale, la composante discrétionnaire est en moyenne plus importante lorsque la durée des fonctions est réputée faible, c'est-à-dire inférieure aux valeurs médianes annuelles. Cela est contraire à l'hypothèse d'une perte d'indépendance liée au passage du temps, et suggère d'éventuels gains de compétence des auditeurs. Notons toutefois que les résultats présentés sont potentiellement biaisés par la dichotomie arbitraire effectuée, et qu'il se peut, en outre, que la relation entre durée des fonctions et laxisme ou tolérance de l'auditeur ne soit pas linéaire.

[Insérer tableau 3B]

Les tests ressortent plus parlants au niveau de la composante « comité d'audit ». Premièrement, les firmes qui disposent d'un comité d'audit ont, en moyenne, des *accruals* discrétionnaires inférieurs à celles qui n'ont pas de comité d'audit. Les différences sont généralement significatives et les tests s'avèrent robustes pour les trois mesures d'*accruals*. Selon les mesures, les différences moyennes sont comprises dans une fourchette de 3,2 à 5,3% (2,2 à 5,7%) pour les *accruals* signés (en valeur absolue). Conformément à H3, la mise en place d'un comité d'audit apparaît alors comme un moyen efficace de prévention des comportements comptables discrétionnaires, et notamment des manipulations visant à surévaluer le résultat.

Deuxièmement, les tests suggèrent certains enjeux liés à la composition du comité d'audit, et notamment à son indépendance. Les résultats sont toutefois moins robustes que pour la simple présence d'un comité, et les différences ne ressortent significatives que lorsque les *accruals* discrétionnaires sont estimés avec le modèle de Jones Modifié et enrichi des flux de trésorerie d'exploitation. Cette version du modèle de Jones est cependant la plus à même de déterminer une composante discrétionnaire non biaisée, car elle permet, par l'introduction du paramètre « cash-flow d'exploitation / actif de début de période », de contrôler la fluctuation des *accruals* totaux associée à la performance opérationnelle de la firme. Ainsi, un comité d'audit majoritairement indépendant – tel que recommandé par le rapport Bouton (2002) – semble exercer une surveillance plus active des manipulations comptables appréciées globalement (AD_TA3), et des décisions visant à accroître le résultat (D_TA3). Les comités indépendants semblent toutefois moins efficaces pour déceler la gestion haussière par le biais des composantes du besoin en fonds de roulement (différence non significative pour D_STA3) ; cela suggère qu'ils portent davantage leur attention sur des politiques comptables plus stratégiques, tel l'amortissement et les provisions pour risques et charges⁷. Enfin, la présence d'une personnalité réputée « compétente » au sein du comité d'audit est de nature à limiter les *accruals* discrétionnaires totaux pour, en moyenne, 4% de l'actif (D_TA3). Cette action n'est toutefois pas significative au niveau des éléments discrétionnaires à court terme.

4.2 Analyse multivariée

Une analyse multivariée est nécessaire afin de prendre en compte l'effet marginal des différentes variables sur la gestion du résultat. Compte tenu du modèle formel présenté à la figure 1, le modèle empirique proposé est le suivant :

$$\text{Accruals Discrétionnaires} = \alpha + \beta 1.BIG5 + \beta 2.DUR + \beta 3.AC + \beta 4.ACIND50 + \beta 5.ACCOMP + \beta 6.INSIDERS/MANAGERS + \beta 7.LEV + \beta 8.ACTCONT + \beta 9.BDIND + \beta 10.BDMONI + \beta 12.DUAL + \beta 13.RCMONI + \beta 14.RCMAN + \beta 15.USA + \beta 16.LnACTIF + \beta 17.PERTE + \beta 18.CFO + \beta 19.Y1999 + \beta 20.Y2000 + \varepsilon^8$$

Avec pour variables explicatives :

- BIG5 = variable binaire codée 1 si au moins un des Commissaires aux comptes titulaires fait partie des *Big Five*, et 0 sinon,

⁷ Les comités d'audit indépendants semblent néanmoins freiner une prudence comptable excessive relativement aux éléments du besoin en fonds de roulement, dans la mesure où ils sont associés à des *accruals* discrétionnaires à court terme moindres en valeur absolue (AD_STA3).

⁸ Par rapport à la figure 1, deux variables exogènes ont été laissées de côté afin de limiter les problèmes de multicollinéarité : (1) la taille du conseil d'administration, qui est fortement corrélée à la taille de la firme (0,736), et (2) la cotation sur le nouveau marché, également très corrélée à LnACTIF (-0,475) et à PERTE (0,471).

- DUR = nombre moyen d'années de mission du collège des Commissaires aux comptes titulaires,
- AC = variable binaire codée 1 si la firme a constitué un comité d'audit, et 0 sinon,
- ACIND50 = variable binaire codée 1 si la firme dispose d'un comité d'audit comptant une majorité absolue d'administrateurs indépendants, et 0 sinon (y compris les firmes sans comité d'audit),
- ACCOMP = variable binaire codée 1 si la firme dispose d'un comité d'audit comptant au moins un administrateur compétent dans les domaines de la comptabilité, du droit, de l'audit ou de la finance, et 0 sinon (y compris les firmes sans comité d'audit),
- INSIDERS = fraction cumulée du capital détenu par les dirigeants et les personnes, physiques ou morales, présentes ou représentées, en droit ou en fait, au conseil d'administration (i.e., actionariat susceptible d'être qualifié d'interne),
- MANAGERS = fraction cumulée du capital détenu par les dirigeants uniquement (i.e., titulaires du pouvoir exécutif), directement ou indirectement,
- LEV = dettes financières totales / capitaux propres consolidés du groupe (levier financier),
- ACTCONT = variable binaire codée 1 si la firme est contrôlée par un actionnaire (i.e., une personne détient plus de 50% des droits de vote directement ou indirectement), et 0 sinon,
- BDIND = proportion d'administrateurs « indépendants » (au sens strict) au conseil d'administration,
- BDMONI = variable binaire codée 1 si un actionnaire de référence (i.e., une personne physique ou morale détenant plus de 5% du capital ou des droits de vote, non liée aux dirigeants ou à l'actionnaire majoritaire le cas échéant) siège ou est représenté au conseil d'administration, et 0 sinon,
- DUAL = variable binaire codée 1 si la firme est sous forme duale, i.e., société anonyme à directoire et conseil de surveillance ou société en commandite par actions, et 0 sinon,
- RCMONI = variable binaire codée 1 si un actionnaire de référence (défini comme ci-dessus) est présent au comité des rémunérations, et 0 sinon (y compris les firmes sans comité des rémunérations),
- RCMAN = variable binaire codée 1 si le chef de l'exécutif (P-DG, DG, Pdt du directoire) siège au comité des rémunérations, et 0 sinon (y compris les firmes sans comité des rémunérations),
- USA = variable binaire codée 1 si les actions de la firme sont cotées sur un marché financier américain (NYSE, NASDAQ ou AMEX/OTC), et 0 sinon,
- LnACTIF = logarithme naturel du total de l'actif consolidé,
- PERTE = variable binaire codée 1 si le résultat courant avant impôts est une perte, et 0 sinon,
- CFO = (résultat courant avant impôts – *accruals* totaux) / total de l'actif en début d'exercice,
- Y1999 (Y2000) = variable binaire de contrôle des effets annuels, codée 1 si l'observation est issue de l'année 1999 (2000), et 0 sinon.

Les estimations du modèle selon les moindres carrés ordinaires sont présentées dans les tableaux 4 ci-dessous. Deux approches ont été retenues pour le calcul des *accruals* discrétionnaires : le modèle de Jones Modifié avec la variation des créances clients, et le même modèle enrichi des flux de trésorerie d'exploitation (dans ce cas, la variable CFO n'a pas à figurer parmi les variables exogènes, celle-ci ayant été traitée au stade endogène). Pour

chaque approche, les régressions sont présentées avec les *accruals* totaux et à court terme. En outre, pour chaque type d'*accruals*, les modèles sont estimés en considérant la mesure « signée » ou celle en valeur absolue : la première permet de modéliser la prudence comptable des entreprises, alors que la seconde caractérise la propension globale à gérer le résultat, indifféremment à la hausse ou à la baisse.

Par ailleurs, les résultats sont reportés pour deux variantes du modèle. Dans le tableau 4A, les régressions mobilisent la variable INSIDERS, qui constitue une mesure des coûts d'agence actionnaires-dirigeants élargie à la notion d'actionnariat interne, c'est à dire privilégiant la vision d'asymétrie informationnelle entre les actionnaires « internes » et « externes » à l'entreprise. En outre, ces régressions incluent la taille de la firme (LnACTIF) parmi les variables de contrôle, celle-ci étant relativement corrélée à bon nombre de facteurs exogènes (la corrélation la plus élevée est $\text{LnACTIF} \times \text{AC} = 0,473$)⁹. Dans le tableau 4B, INSIDERS est remplacée par MANAGERS, mesure de coûts actionnaires-dirigeants privilégiant le degré d'opportunisme des personnes en charge de l'appareil exécutif de l'entreprise, et la variable LnACTIF est exclue afin d'apprécier la sensibilité des estimations à ce paramètre.

[Insérer tableaux 4A et 4B]

Concernant les variables de qualité du processus d'audit, seule la présence d'un comité d'audit (AC) ressort avec un coefficient significatif de manière relativement stable. L'effet est négatif dans les modèles signés, ainsi que dans les modèles en valeur absolue retenant l'approche n°3 et les *accruals* discrétionnaires à court terme. Ces résultats sont intéressants à deux niveaux. Premièrement, la réputation de l'auditeur externe (BIG5) ne permet pas de contenir la gestion du résultat en France, contrairement à ce qui a été constaté à plusieurs reprises aux États-Unis (Becker *et al.* 1998 ; Kim *et al.* 2003). Il semble même que la présence d'un *Big Five* affecte positivement l'ampleur des *accruals* discrétionnaires à court terme (cf. les modèles AD_STA3 dans les deux tableaux). L'environnement judiciaire, et particulièrement le risque de poursuite plus limité des grands cabinets en France, ne sont peut-être pas étrangers à ce résultat. Deuxièmement, l'implication des administrateurs dans le processus d'audit, par la mise en place d'un comité d'audit, semble, à tout le moins, limiter les pratiques opportunistes de gestion haussière du résultat. En d'autres termes, les comités d'audit seraient associés à une plus grande prudence comptable des entreprises. Cette prudence correspondrait globalement à environ 5% de l'actif, les coefficients de la variable AC ressortant relativement stables entre les différentes approches et spécifications du modèle. Toutefois, aucun impact significatif n'est associé au fait que le comité d'audit soit en majorité indépendant (ACIND50), ou comprenne une personnalité qualifiée de compétente (ACCOMP). On ne peut donc qu'encourager les régulateurs et les autorités de marché à poursuivre leurs efforts sur le terrain des comités d'audit.

Les coefficients des variables d'agence et de gouvernance suggèrent également des interprétations intéressantes. L'impact des variables de coûts d'agence est, d'une manière générale, contraire à nos attentes. La composante discrétionnaire du résultat est globalement plus importante lorsque l'actionnariat interne s'accroît (approche n°3, tableau 4A) (INSIDERS devient significative à $p < 0,01$ au retrait de LnACTIF). Mais l'impact est encore plus marqué si l'on considère l'opportunisme managérial au sens strict – c'est à dire en excluant la présence au conseil d'administration d'autres actionnaires non-dirigeants – comme

⁹ Les autres corrélations statistiquement significatives ($p < 0,01$) de LnACTIF sont avec BIG5 (0,181), ACIND50 (0,336), INSIDERS (-0,202), MANAGERS (-0,431), LEV (0,199), BDIND (0,329), BDMONI (0,266), RCMONI (0,188), RCMAN (0,212), USA (0,327), PERTE (-0,228), ACCOMP (0,241).

en témoigne les coefficients de MANAGERS dans le tableau 4B ($p < 0,01$). En somme, plus l'actionnariat des dirigeants augmente, plus la discrétion attachée au résultat comptable est grande. Il semble, en outre, que cette discrétion s'exerce plutôt dans le sens d'une sous-évaluation du résultat, possiblement pour des motifs fiscaux, dans la mesure où une tendance à gérer les *accruals* à la hausse n'est pas mise en évidence. Ainsi, nos résultats suggèrent que les coûts d'agence actionnaires-dirigeants ne motivent pas des comportements managériaux opportunistes visant à surévaluer le résultat comptable publié. Par ailleurs, nos modèles montrent un effet négatif du ratio d'endettement (LEV) sur les *accruals* discrétionnaires totaux et à court terme, quelle que soit l'approche retenue. Là encore, contrairement aux prédictions de la théorie de l'agence actionnaires-créanciers, l'endettement incite les firmes à adopter une attitude comptable prudente et non opportuniste.

Les variables de gouvernance significatives relèvent essentiellement du conseil d'administration, à savoir l'indépendance de cet organe (BDIND), et la présence d'un actionnaire de référence susceptible d'exercer une surveillance active des dirigeants ou de l'actionnaire majoritaire le cas échéant (BDMONI). L'indépendance du conseil d'administration ressort comme un outil important pour limiter la composante discrétionnaire du résultat sans considération de signe, et ce de manière assez stable et persistante aux vues des différents modèles présentés. Elle est également associée à la prudence comptable selon l'approche n°2 (D_TA2). La présence d'un actionnaire de référence produit un effet similaire, mais qui n'est significatif que dans l'approche n°3.

En résumé, si le rôle du comité d'audit paraît important dans la prévention des manipulations comptables, celui des instances traditionnelles de gouvernance n'est pas à écarter. Les contraintes liées à la structure de l'actionnariat – notamment la présence d'actionnaires suffisamment « armés » pour surveiller efficacement les dirigeants –, et la composition du conseil d'administration en terme d'indépendance, sont des points primordiaux sur lesquels les normalisateurs ne doivent pas détourner leurs efforts.

5. Conclusion

Dans cette étude, nous avons tenté de mettre en place, et de tester empiriquement, un modèle intégrateur de gestion du résultat comptable. Il s'agit, à notre sens, d'une innovation dans la mesure où les travaux antérieurs, y compris anglo-saxons, peinent à proposer des modèles suffisamment riches pour capter l'ensemble des incitations et des motivations qui entourent cette problématique d'actualité.

Nous postulons que la gestion du résultat comptable peut être affectée par des variables de qualité du processus d'audit – notamment dans le contexte actuel la réputation de l'auditeur externe et le rôle des comités d'audit –, ainsi que par des variables d'agence et de gouvernance. Nos modèles portent sur un échantillon initial de 102 groupes non financiers, observés sur une période de trois ans (1999-2001), soit 306 firmes-année. La modélisation des composantes discrétionnaires du résultat, estimées selon la méthodologie de Jones intra-sectorielle en coupe transversale, et déclinée sous plusieurs approches, révèlent des résultats particulièrement intéressants relativement au rôle et à l'impact des caractéristiques du processus d'audit et des instances de gouvernance sur la gestion des chiffres comptables.

Premièrement, et contrairement aux résultats américains sur ce point, la présence d'un *Big Five* parmi les auditeurs statutaires n'affecte pas la composante discrétionnaire du résultat, que ce soit globalement (sans égard au sens des manipulations) ou en terme de

prudence comptable (*accounting conservatism*). Ce résultat est somme toute cohérent avec le moindre risque judiciaire encouru par les grands cabinets d'audit en France, par rapport à l'environnement étasunien nettement plus actif à ce niveau. Deuxièmement, la présence d'un comité d'audit au sein du conseil d'administration – et uniquement cette présence – a un effet réducteur sur les *accruals* discrétionnaires, révélant ainsi une tendance plus marquée au conservatisme. En revanche, ni l'indépendance, ni la compétence de cet organe, ne semblent avoir un impact significatif sur les différentes composantes discrétionnaires du résultat comptable. On ne peut donc qu'encourager les régulateurs et les autorités de marché à poursuivre leurs efforts sur le terrain des comités d'audit, et notamment à intensifier les recommandations relatives à la composition de cet organe.

Troisièmement, et contrairement aux hypothèses d'agence – qui d'usage prévoient une relation positive entre l'intensité des coûts d'agence et la propension à manipuler les données comptables –, l'actionnariat des dirigeants ressort comme un stimulant des *accruals* discrétionnaires en valeur absolue, et l'endettement incite les firmes à davantage de prudence en terme de politiques comptables. Enfin, et quatrièmement, l'indépendance du conseil d'administration, et la présence au conseil d'un actionnaire de référence susceptible de surveiller activement les dirigeants, ressortent comme des facteurs permettant de limiter l'opportunisme au niveau de la gestion du résultat comptable.

Références bibliographiques

- Beasley M. S., Salterio, S. E. (2001) « The Relationship between Board Characteristics and Voluntary Improvements in Audit Committee Composition and Experience », *Contemporary Accounting Research* 18(4) : 539-570.
- Becker C., DeFond M., Jiambalvo J., Subramanyam K. R. (1998) « The Effect of Audit Quality on Earnings Management », *Contemporary Accounting Research* 15 : 1-24.
- Blue Ribbon Committee (1999) « Report and recommendations of the Blue Ribbon Committee on improving the effectiveness of corporate audit committees », *New York Stock Exchange and National Association of Securities Dealers*, Stamford CT, NY.
- Bouton D. (2002) « Pour un meilleur gouvernement des entreprises cotées – Rapport du groupe de travail présidé par Daniel Bouton », *Document Mouvement des Entreprises de France (MEDEF) & Association Française des Entreprises Privées (AFEP-AGREF)*, Paris.
- Bradbury M. E. (1990) « The Incentives for Voluntary Audit Committee Formation », *Journal of Accounting and public policy* 9(1) : 19-36.
- Chtourou S. M., Bédard J., Courteau L. (2001) « Corporate governance and earnings management », working paper *Université Laval* (Québec) Canada http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=275053.
- Coulombe D., Disle C. (2003) « Manipulation comptable : le cas Xerox », *Revue du Financier* 139 (mars) : 37-50.
- DeAngelo L. E. (1981) « Auditor Size and Audit Quality », *Journal of Accounting & Economics* 3(2) : 183-199.
- Dechow P. M. (1994) « Accounting Earnings and Cash Flows as Measures of Firm Performance : The Role of Accounting Accruals », *Journal of Accounting & Economics* 18 : 3-42.
- Dechow R. M., Sloan R. G., Sweeney A. P. (1995) « Detecting Earnings Management », *The Accounting Review* 70(2) : 193-225.
- DeFond M. L., Jiambalvo J. (1993) « Factors Related to Auditor-Client Disagreements over Income-Increasing Accounting Methods », *Contemporary Accounting Research* 9 : 415-431.
- Degeorge F., Patel J., Zeckhauser R. (1999) « Earnings management to exceed thresholds », *Journal of Business* 72 : 1-33.
- Frankel R. M., Johnson M. F., Nelson K. K. (2002) « The Relation between Auditors' Fees for Nonaudit Services and Earnings Management », *The Accounting Review* 77 (Supplément) : 71-105.
- Gore P., Pope P. F., Singh A. K. (2001) « Non-Audit Services, Auditor Independence and Earnings Management », *working paper*, Lancaster University.
- Kim J.-B., Chung R., Firth M. (2003) « Auditor Conservatism, Asymmetric Monitoring and Earnings Management », *Contemporary Accounting Research* 20(2) : 323-359.
- Klein A. (2002a) « Economic Determinants of Audit Committee Independence », *The Accounting Review* 77(2) : 435-452.
- Klein A. (2002b) « Audit Committee, Board of Director Characteristics, and Earnings Management », *Journal of Accounting and Economics* 33 : 375-400.
- Knapp M. C. (1991) « Factors that Audit Committee Members Use as Surrogates for Audit Quality », *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 10(1) : 35-52.
- Peasnell K. V., Pope P. F., Young S. (2000) « Board Monitoring and Earnings Management: Do Outside Directors Influence Abnormal Accruals? », working paper *Lancaster University*, Lancaster, U.K. http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=249557
- Piot C. (2001) « Agency Costs and Audit Quality: Evidence from France », *The European Accounting Review* 10(3) : 461-499.
- Piot C. (2001) « Voluntary Formation and Independence of French Audit Committees: An Empirical Analysis », *Actes du 24^{ème} congrès European Accounting Association* (avril), Athènes.

Thiéry-Dubuisson S. (2002) « Exigences actionnariales et réseaux d'administrateurs : à quoi répond la mise en place des comités d'audit en France ? », *Comptabilité – Contrôle – Audit* 8(1) :129-150.

Viénot M. (1999) « Rapport du comité sur le gouvernement d'entreprise présidé par M. Marc Viénot », *Document Association Française des Entreprises Privées (AFEP) & Mouvement des Entreprises de France (MEDEF)* (juillet), Paris.

Xie B., Davidson III W. N., DaDalt P. J. (2003) « Earnings Management and Corporate Governance: The Role of the Board and the Audit Committee », *Journal of Corporate Finance* 9 : 295-316.

Tableau 1. Procédure d'obtention de l'échantillon.

Étapes de la procédure d'obtention de l'échantillon de travail	Nombre de firmes restant
Liste des sociétés du SBF 120 d'après site www.cob.fr au 17-12-2002	116
Moins : sociétés financières, d'assurance, d'investissement	103
Moins : sociétés foncières et immobilières	100
Plus : sociétés (hors secteurs ci-dessus) entrées dans l'indice entre 1998 et 2002 et non comprises dans liste de départ	123
Moins : élimination pour création ou introduction en bourse trop récente (2001, 2002) ou accès impossible à au moins un rapport annuel pour les exercices 1999-2001	118
Moins : sociétés non référencées ou ne publiant pas de comptes consolidés dans DIANE	106
Moins : sociétés non rattachables à un secteur d'activité bien défini	102

Tableau 2A. Mesures d'*accruals* – Statistiques descriptives sur trois ans (1999-2001).

Mesures d' <i>accruals</i> (1)	N	Moyenne	Médiane	Écart -type	Min	Max	Nullité (t-stat)	Diff. Annuelle (f-stat)
TA	293	-0,020	-0,033	0,124	-0,380	0,700	-2,708**	1,072
STA	293	0,041	0,017	0,131	-0,292	0,920	5,295***	3,059*
Approche n°1								
D_TA1	262	0,014	0,004	0,140	-0,439	0,998	1,628	2,209
D_STA1	262	0,027	0,013	0,124	-0,448	0,885	3,575***	0,579
AD_TA1	262	0,087	0,050	0,111	0,000	0,998		2,741
AD_STA1	262	0,074	0,042	0,103	0,000	0,885		2,400
Approche n°2								
D_TA2	262	0,022	0,008	0,136	-0,338	0,828	2,629**	2,697
D_STA2	262	0,038	0,018	0,127	-0,309	0,839	4,856***	0,947
AD_TA2	262	0,086	0,048	0,108	0,000	0,828		2,828
AD_STA2	262	0,080	0,045	0,105	0,000	0,839		2,966
Approche n°3								
D_TA3	262	0,040	0,034	0,138	-0,879	0,474	4,638***	2,921
D_STA3	262	0,074	0,070	0,123	-0,629	0,528	9,705***	3,862*
AD_TA3	262	0,087	0,047	0,114	0,001	0,879		3,505*
AD_STA3	262	0,105	0,080	0,097	0,000	0,629		4,692**

(1) TA désigne les *accruals* totaux (*Total Accruals*) ; STA désigne les *accruals* liés aux composantes du besoin en fonds de roulement uniquement (*Short-Term Accruals*). Le préfixe D_ indique la composante discrétionnaire des *accruals* désignés, et les post-fixes 1, 2 ou 3 désignent le type de modèle utilisé pour extraire cette composante discrétionnaire : 1 = modèle de Jones traditionnel, 2 = modèle de Jones Modifié avec la variation des créances clients, 3 = modèle de Jones Modifié avec la variation des créances clients et enrichi de la variable « flux de trésorerie d'exploitation ». Le préfixe AD_ désigne la valeur absolue des *accruals* discrétionnaires.

*, **, et *** désignent une probabilité critique bilatérale inférieure à 0,05, 0,01 et 0,001 respectivement.

Tableau 2B. Mesures d'*accruals* – Corrélations de Pearson (N=262).

	D_STA1	D_STA2	D_STA3	D_TA1	D_TA2	D_TA3	TA
D_STA2	0,975						
D_STA3	0,472	0,535					
D_TA1	0,902	0,878	0,385				
D_TA2	0,880	0,887	0,420	0,973			
D_TA3	0,301	0,362	0,883	0,366	0,423		
TA	0,860	0,868	0,438	0,891	0,889	0,417	
STA	0,937	0,957	0,513	0,840	0,846	0,333	0,855

Toutes les corrélations sont significativement non nulles au seuil critique de 0,0001.

Tableau 3A. Tests univariés par rapport aux caractéristiques de l'auditeur externe.

Mesures d' <i>accruals</i> ⁽²⁾	Réputation de l'auditeur dominant (H1)				Durée moyenne des fonctions > médiane annuelle ⁽¹⁾ (H2)		
	Big 5 (N=210)	Major (N=16)	Autre (N=36)	<i>f</i> -stat	Non (N=117)	Oui (N=111)	<i>t</i> -stat
D_TA1	0,012	-0,004	0,037	0,652	0,018	0,010	0,422
D_TA2	0,019	-0,002	0,051	1,113	0,029	0,014	0,873
D_TA3	0,036	0,006	0,075	1,748	0,039	0,034	0,322
AD_TA1	0,087	0,073	0,091	0,100	0,096	0,076	1,365
AD_TA2	0,084	0,068	0,101	0,607	0,094	0,075	1,346
AD_TA3	0,079	0,088	0,135	3,768**	0,090	0,073	1,256
D_STA1	0,027	0,015	0,033	0,119	0,038	0,013	1,534
D_STA2	0,038	0,021	0,046	0,204	0,052	0,019	1,993**
D_STA3	0,073	0,052	0,087	0,469	0,075	0,063	0,806
AD_STA1	0,077	0,071	0,057	0,577	0,081	0,061	1,475
AD_STA2	0,083	0,069	0,066	0,508	0,090	0,065	1,888*
AD_STA3	0,102	0,109	0,119	0,493	0,108	0,090	1,522

Éléments reportés : moyennes et statistique de test de *Student* (*t*-stat) dans le cas d'une comparaison de 2 échantillons indépendants (compte tenu de la correction pour hétérogénéité de la variance le cas échéant), ou de *Fisher* (*f*-stat) dans le cas d'une ANOVA unidimensionnelle. *, ** et *** désignent une probabilité critique bilatérale inférieure à 10%, 5% et 1% respectivement.

- (1) Les valeurs médianes pour la durée moyenne des fonctions des commissaires aux comptes titulaires sont de 6,67 (N=86), 7,52 (N=89), et 8,50 (N=85) pour 1999, 2000 et 2001 respectivement.
- (2) TA désigne les *accruals* totaux (*Total Accruals*) ; STA désigne les *accruals* liés aux composantes du besoin en fonds de roulement uniquement (*Short-Term Accruals*). Le préfixe D_ indique la composante discrétionnaire des *accruals* désignés, et les post-fixes 1, 2 ou 3 désignent le type de modèle utilisé pour extraire cette composante discrétionnaire : 1 = modèle de Jones traditionnel, 2 = modèle de Jones Modifié avec la variation des créances clients, 3 = modèle de Jones Modifié avec la variation des créances clients et enrichi de la variable « flux de trésorerie d'exploitation ». Le préfixe AD_ désigne la valeur absolue des *accruals* discrétionnaires.

Tableau 3B. Tests univariés par rapport à la présence et aux caractéristiques du comité d’audit.

	Il existe un comité d’audit (H3)			Le comité est en majorité indépendant ⁽¹⁾ (H4)			Le comité compte un membre « compétent » ⁽²⁾ (H5)		
Mesures d’ <i>accruals</i> ⁽³⁾	Non (N=95)	Oui (N=153)	<i>t</i> -stat	Non (N=156)	Oui (N=85)	<i>t</i> -stat	Non (N=179)	Oui (N=65)	<i>t</i> -stat
D_TA1	0,043	-0,003	2,330**	0,016	0,009	0,386	0,019	0,001	0,857
D_TA2	0,055	0,002	2,731***	0,026	0,014	0,617	0,028	0,006	1,077
D_TA3	0,073	0,024	2,674***	0,054	0,019	2,136**	0,053	0,013	2,138**
AD_TA1	0,105	0,079	1,804*	0,093	0,081	0,778	0,090	0,086	0,236
AD_TA2	0,107	0,075	2,046**	0,093	0,075	1,231	0,089	0,083	0,362
AD_TA3	0,120	0,063	3,881***	0,099	0,061	2,827***	0,091	0,069	1,486
D_STA1	0,049	0,015	2,086**	0,028	0,028	-0,026	0,031	0,022	0,481
D_STA2	0,067	0,022	2,732***	0,041	0,035	0,377	0,043	0,030	0,672
D_STA3	0,096	0,064	1,904*	0,083	0,061	1,383	0,082	0,060	1,226
AD_STA1	0,089	0,067	1,646	0,081	0,066	1,034	0,074	0,082	-0,485
AD_STA2	0,100	0,070	1,939*	0,089	0,069	1,345	0,082	0,082	0,021
AD_STA3	0,134	0,087	3,603***	0,115	0,084	2,393**	0,111	0,089	1,552

Éléments reportés : moyennes et statistique de test de *Student* (*t*-stat) pour comparaison de 2 échantillons indépendants « Non – Oui » (compte tenu de la correction pour hétérogénéité de la variance le cas échéant). *, ** et *** désignent une probabilité critique bilatérale inférieure à 10%, 5% et 1% respectivement.

(1) Le comité d’audit est composé à plus de 50% d’administrateurs indépendants au sens strict, i.e. externes et sans liens apparents avec les dirigeants ou les actionnaires de référence. Les firmes sans comité d’audit sont classées dans le groupe des « Non », ce qui revient à confondre « absence de comité d’audit » et « présence d’un comité d’audit non indépendant en majorité ». L’impact de ce choix méthodologique sera discuté lors d’analyses de sensibilité ultérieures.

(2) Le comité d’audit compte parmi ses membres permanents au moins une personne détentric d’une expérience pertinente dans le domaine juridique, comptable ou financier. Les firmes sans comité d’audit sont classées dans le groupe des « Non », ce qui revient à confondre « absence de comité d’audit » et « présence d’un comité d’audit non compétent ». L’impact de ce choix méthodologique sera discuté lors d’analyses de sensibilité ultérieures.

(3) Désignations identiques à celles du tableau 3A.

Tableau 4A. Régressions linéaires sur le modèle d'accruals discrétionnaires (N=215 firmes-année).

$$\text{Accruals Discr.} = \alpha + \beta 1.BIG5 + \beta 2.DUR + \beta 3.AC + \beta 4.ACIND50 + \beta 5.ACCOMP + \beta 6.INSIDERS + \beta 7.LEV + \beta 8.ACTCONT + \beta 9.BDIND + \beta 10.BDMONI + \beta 12.DUAL + \beta 13.RCMONI + \beta 14.RCMAN + \beta 15.USA + \beta 16.LnACTIF + \beta 17.PERTE + \beta 18.CFO + \beta 19.Y1999 + \beta 20.Y2000 + \varepsilon$$

		Jones Modifié (approche n°2)				Jones Modifié + CFO (approche n°3)			
		D_TA2	AD_TA2	D_STA2	AD_STA2	D_TA3	AD_TA3	D_STA3	AD_STA3
Cste		0,206***	0,233***	0,245***	0,220***	0,075	0,309***	0,128*	0,302***
BIG5	?	-0,018	0,003	0,008	0,022	-0,017	0,011	0,011	0,037**
DUR	?	0,000	-0,001	-0,001	-0,001	0,000	-0,002*	0,000	-0,001
AC	—	-0,042*	-0,036	-0,049**	-0,025	-0,045*	-0,024	-0,049*	-0,037*
ACIND50	—	0,023	0,023	0,025	0,007	0,014	0,014	0,024	0,027
ACCOMP	—	-0,002	0,010	0,008	0,012	-0,011	0,015	0,000	0,011
INSIDERS	—	-0,017	-0,002	-0,006	0,010	-0,063	0,090**	-0,051	0,071**
LEV	+	-0,011*	0,000	-0,012**	-0,003	-0,013**	0,007	-0,012*	0,004
ACTCONT	+	0,012	-0,014	0,003	-0,015	0,030	-0,024	0,016	-0,030*
BDIND	—	-0,081**	-0,131***	-0,049	-0,097***	-0,051	-0,045	-0,038	-0,041
BDMONI	—	-0,017	-0,020	-0,007	-0,017	-0,006	-0,041**	0,001	-0,038**
DUAL	—	0,019	0,023	0,011	0,017	-0,004	0,011	-0,007	0,011
RCMONI	—	0,031	0,022	0,027	0,013	0,029	0,011	0,027	0,022
RCMAN	+	0,006	-0,010	0,007	-0,003	0,000	-0,010	0,000	-0,003
USA	—	0,006	0,030*	0,007	0,027*	-0,012	0,033**	-0,010	0,021
LnACTIF	?	-0,005	-0,006	-0,008*	-0,007	0,003	-0,017***	-0,001	-0,016***
PERTE	+	-0,128***	-0,019	-0,107***	-0,036	-0,126***	0,023	-0,107***	-0,010
CFO	—	-0,565***	-0,223***	-0,521***	-0,284***				
Y1999	?	0,053***	0,039**	0,026	0,033**	0,019	0,031**	0,013	0,027*
Y2000	?	0,036**	0,045***	0,024	0,047***	0,041**	0,031**	0,041**	0,040***
R2 ajusté		0,471	0,221	0,459	0,273	0,198	0,247	0,125	0,209
F-stat.		11,047***	4,191***	10,548***	5,232***	3,937***	4,896***	2,699***	4,143***
Durbin-W		2,130	1,779	2,007	1,817	2,059	1,899	1,894	1,865
Max VIF			2,952 (variable AC)				2,935 (variable AC)		

*, ** et *** indiquent une probabilité critique bilatérale inférieure à 0,10, 0,05 et 0,01 respectivement.

Tableau 4B. Régressions linéaires sur le modèle d'accruals discrétionnaires (N=215 firmes-année).

$$\text{Accruals Discr.} = \alpha + \beta 1.BIG5 + \beta 2.DUR + \beta 3.AC + \beta 4.ACIND50 + \beta 5.ACCOMP + \beta 6.MANAGERS + \beta 7.LEV + \beta 8.ACTCONT + \beta 9.BDIND + \beta 10.BDMONI + \beta 12.DUAL + \beta 13.RCMONI + \beta 14.RCMAN + \beta 15.USA + [\beta 16.LnACTIF \text{ omise}] + \beta 17.PERTE + \beta 18.CFO + \beta 19.Y1999 + \beta 20.Y2000 + \varepsilon$$

		Jones Modifié (approche n°2)				Jones Modifié + CFO (approche n°3)			
		D_TA2	AD_TA2	D_STA2	AD_STA2	D_TA3	AD_TA3	D_STA3	AD_STA3
Cste		0,136***	0,117***	0,123***	0,096***	0,095***	0,074***	0,092***	0,083***
BIG5	?	-0,018	0,015	0,013	0,034*	-0,017	0,024	0,013	0,046**
DUR	?	0,000	-0,001	-0,001	-0,001	0,000	-0,002	0,000	-0,001
AC	—	-0,049**	-0,029	-0,054**	-0,019	-0,042	-0,027	-0,048*	-0,044**
ACIND50	—	0,025	0,021	0,026	0,004	0,016	0,010	0,026	0,025
ACCOMP	—	0,000	0,006	0,008	0,008	-0,010	0,011	0,000	0,010
MANAGERS	—	0,008	0,099***	0,044	0,098***	-0,008	0,131***	0,014	0,103***
LEV	+	-0,012**	-0,001	-0,014**	-0,004	-0,012*	0,004	-0,011*	0,001
ACTCONT	+	0,006	-0,022	-0,003	-0,019	0,013	-0,008	-0,001	-0,018
BDIND	—	-0,084**	-0,123***	-0,054	-0,093***	-0,030	-0,076**	-0,024	-0,070**
BDMONI	—	-0,021	-0,023	-0,012	-0,020	-0,008	-0,045***	-0,002	-0,042***
DUAL	—	0,019	0,023	0,011	0,018	-0,006	0,012	-0,008	0,012
RCMONI	—	0,032	0,022	0,028	0,014	0,024	0,020	0,024	0,029*
RCMAN	+	0,004	-0,008	0,004	-0,003	0,001	-0,013	0,000	-0,007
USA	—	0,002	0,026	0,001	0,023	-0,009	0,021	-0,011	0,009
PERTE	+	-0,121***	-0,012	-0,095***	-0,027	-0,134***	0,053***	-0,107***	0,018
CFO	—	-0,569***	-0,225***	-0,527***	-0,287***				
Y1999	?	0,054***	0,043***	0,029*	0,038**	0,017	0,039**	0,013	0,034**
Y2000	?	0,035**	0,047***	0,025	0,049***	0,039**	0,037**	0,040**	0,045***
R2 ajusté		0,471	0,246	0,457	0,296	0,192	0,213	0,124	0,162
F-stat.		11,604***	4,879***	11,000***	6,002***	3,998***	4,414***	2,784***	3,441***
Durbin-W		2,148	1,816	2,044	1,883	2,049	1,896	1,889	1,922
Max VIF			2,877 (variable AC)				2,849 (variable AC)		

*, ** et *** indiquent une probabilité critique bilatérale inférieure à 0,10, 0,05 et 0,01 respectivement.